



Empirical Articles

Estudo da invariância fatorial do Questionário de Bem-estar espiritual (SWBQ) em praticantes de Atividades Físicas de Inspiração Oriental

Study of the Factorial Invariance of the Spiritual Well-Being Questionnaire (SWBQ) in Physical Activity Practitioners' of Oriental Inspiration

Maria João Gouveia^{*a}, José Luís Pais-Ribeiro^b, Marta Marques^{ac}

^a Núcleo de Psicologia do Desporto e da Atividade Física, Unidade de Investigação em Psicologia e Saúde (UIPES), ISPA – Instituto Universitário de Ciências Psicológicas, Sociais e da Vida, Lisbon, Portugal. ^b Faculdade de Psicologia e Ciências da Educação da Universidade do Porto; Unidade de Investigação em Psicologia e Saúde (UIPES) – ISPA – Instituto Universitário de Ciências Psicológicas, Sociais e da Vida, Lisbon, Portugal. ^c Health Psychology, Leiden University, Leiden, The Netherlands.

Resumo

Objetivo: O bem-estar espiritual (BEE) é um constructo sujeito a influências culturais na sua definição. O propósito deste estudo foi contribuir para a validação da versão portuguesa do Spiritual Well-being Questionnaire (SWBQ; Gomez & Fisher, 2003), através da confirmação da sua estrutura fatorial em praticantes de atividades físicas de inspiração oriental (AFO; e.g. tai-chi). **Método:** Participaram 342 praticantes de yoga (31%), tai-chi (32%), shorinji-kempo (30%) e meditação ativa (7%), de ambos os sexos (53% F) e com experiência continuada na atividade (M = 3,9; DP = 6,1 anos). **Resultados:** Análises Fatoriais Confirmatórias (AFC) revelaram índices de ajustamento menos favoráveis que os da amostra da população geral portuguesa (Gouveia et al., 2009) quer para o modelo de quatro fatores relacionados quer para o modelo hierárquico. Os modelos refinados ajustam adequadamente. Obtiveram-se bons índices de consistência interna e fiabilidade composta para os quatro domínios e variância média extraída aceitável para o total de BEE. A Análise Multi-grupos demonstrou que apenas se verifica equivalência dos pesos fatoriais entre os grupos de exercício. **Conclusão:** Estes resultados contribuem para a validação da versão portuguesa da escala, confirmam impacto das normas culturais e sugerem vantagem na reformulação linguística de alguns itens.

Palavras-chave: bem-estar espiritual, características psicométricas, atividade física

Abstract

Aim: Spiritual Well-being (SWB) is a concept influenced by cultural factors. The aim of the present study was to analyze the factorial validity of the Portuguese version of the Spiritual Well-being Questionnaire (SWBQ; Gomez & Fisher, 2003) in physical activities that are inspired by eastern values (e.g. tai-chi). **Method:** The sample consisted of 342 participants of yoga (31%), tai-chi (32%), shorinji-kempo (30%) and active meditation (7%), of both genders (53% F) and with experience on the respective exercise modality (M = 3.9; DP = 6.1 yrs.). **Results:** The adjustment indices of the Confirmatory Factor Analysis for both the four-factor structure and the second-order model were less favourable in the present study than the adjustment indices previously obtained with the general population (Gouveia et al., 2009). The refined models fit the data adequately. Internal consistency and composite reliability were good for each of the four SWB factors, and the total SWB mean variance extracted was acceptable. Multi-group analysis supported only factor loadings equivalence between exercise groups. **Conclusion:** These results contribute substantially to the validation of the Portuguese version of the SWBQ. Moreover, the results obtained confirm the possible effect of cultural norms when the questionnaire is answered, and point out the importance of reformulating some of the translated items in order to increase validity.

Keywords: spiritual well-being, psychometric properties, physical activity

Psychology, Community & Health, 2012, Vol. 1(2), 140–150, doi:10.5964/pch.v1i2.25

Received: 2011-11-25. Accepted: 2011-12-19. Published: 2012-07-25.

*Corresponding author at: Núcleo de Psicologia do Desporto e da Atividade Física, Unidade de Investigação em Psicologia e Saúde (UIPES) – ISPA – Instituto Universitário, Rua Jardim do Tabaco, nº34, 1149-041 Lisboa, Portugal, email: mjgouveia@ispa.pt.



This is an open access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License (<http://creativecommons.org/licenses/by/3.0>), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

Introdução

Uma das primeiras referências na literatura, ao conceito de bem-estar espiritual (BEE) foi enunciada pela National Interfaith Coalition on Aging (NICA, 1975) que reconhecendo as diferenças culturais existentes, procurou estabelecer uma definição consensual e abrangente do construto que pudesse constituir o ponto de partida para a investigação pluridisciplinar futura. Neste âmbito, o BEE é descrito como “the affirmation of life in a relationship with God, self, community, and environment that nurtures and celebrates wholeness” (NICA, 1975, p.7).

Partindo desta definição, Fisher (1999, 2010a) confirmou estes quatro domínios de relação num conjunto alargado de entrevistas a 78 professores e educadores de ensino secundário, de escolas públicas e privadas Australianas. No modelo concetual que emergiu da análise das entrevistas, Fisher propõe o BEE como uma forma de estar dinâmica que se reflete na qualidade das relações que o indivíduo estabelece em quatro domínios da existência humana, isto é, consigo próprio (domínio pessoal), com os outros (comunitário), com o ambiente (ambiental) e com algo ou Alguém que transcende o domínio humano (transcendental). O domínio pessoal diz respeito à forma como uma pessoa se relaciona consigo própria no que respeita ao significado, propósito e valores de vida. O comunitário indica a qualidade e profundidade das relações interpessoais no que diz respeito à moralidade, cultura e religião. Inclui sentimentos de amor, justiça, esperança e fé na humanidade. O domínio ambiental refere-se às relações com o mundo físico e biológico (cuidar e proteger), expressando-se através da admiração e de sentimentos de união, com a natureza. Por fim, o domínio transcendental diz respeito à relação do próprio com algo ou alguma coisa para além do que é humano, nomeadamente uma força cósmica, uma realidade transcendente, ou Deus, e expressa-se através do culto e adoração da fonte de mistério do universo. Os diferentes domínios desenvolvem-se interactivamente e o seu efeito combinado descreve o BEE global do indivíduo num determinado momento.

A partir desta definição e numa revisão de medidas pré-existentes do conceito, Fisher e colaboradores desenvolveram o “Spiritual Well-being Questionnaire” (para uma descrição completa do processo e versões alternativas do instrumento ver Fisher, 2010b) que foi validado num conjunto subsequente de estudos (SWBQ, Gomez & Fisher, 2003, 2005a,b). Estes estudos testaram a estrutura fatorial do SWBQ e confirmaram a validade de um modelo de quatro fatores correlacionados, bem como de um modelo hierárquico que assume o total de BEE enquanto um fator global de segunda ordem. Entre outros indicadores de validade e fiabilidade, os autores demonstraram a invariância dos modelos de medida do constructo nos dois géneros, a independência fatorial face à personalidade e a sua validade incrementada sobre a personalidade na predição da felicidade.

Este instrumento apresenta versões em sete outras línguas, para além do inglês (Fisher, 2010b) no entanto, tanto quanto é do nosso conhecimento, apenas foram até ao momento publicados os resultados de validação da versão portuguesa (SWBQp, Gouveia, Marques, & Pais-Ribeiro, 2009; Gouveia, Pais-Ribeiro, & Marques, 2008). Esses resultados foram satisfatórios e permitiram confirmar globalmente os dois modelos estruturais (1ª ordem e hierárquico) propostos originalmente para este instrumento (Gomez & Fisher, 2003; 2005b). Mas as concepções sobre o conceito de bem-estar espiritual podem ser influenciadas por fatores culturais que se expressam quer entre culturas, quer dentro de uma mesma cultura. Indicadores aceitáveis para uns grupos podem ser considerados inapropriados para outros que perfilham diferentes valores (Moberg, 2002, 2008). Mesmo operacionalizações abrangentes como a de Gomez e Fisher (2003) podem apresentar variações entre diferentes grupos, em função das suas perspetivas filosófico-religiosas e dos valores que perfilham. Por este motivo, a

confirmação da estrutura fatorial desta medida em grupos que podem partilhar diferentes sistemas de crenças e/ou visões do mundo, reforçam a validade do instrumento.

O objetivo deste estudo é assim contribuir para a validação da versão portuguesa do SWBQ, analisando a adequação das duas estruturas fatoriais globalmente já confirmadas (Gouveia et al., 2009), agora numa amostra de praticantes de atividades físicas de inspiração oriental (AFO). Estas incluem o tai-chi, yoga ou artes marciais, práticas que assentam num conjunto de princípios e valores herdeiros das filosofias orientais (e.g., Castro, 1997; Tardan-Masquelier, 2005) que podem influenciar as representações do BEE dos praticantes. Para além de outros indicadores de fiabilidade e validade de constructo, analisar-se-á também a invariância fatorial do SWBQ nas diferentes modalidades AFO (yoga, tai-chi e shorinji-kempo).

Método

Participantes

Selecionaram-se por conveniência 342 praticantes de atividades físicas de inspiração oriental (AFO) incluindo Yoga ($n = 107$; 31,3%), Tai chi ($n = 110$; 32,2%), Shorinji-Kempo ($n = 101$; 29,5%) e Meditação ativa ($n = 24$; 7%), com idades compreendidas entre 15 e 71 anos ($M = 34,15$; $DP = 12,02$) e de ambos os sexos ($F = 53,1\%$). O tempo médio de prática das modalidades respetivas era de $M = 3,9$ anos, com $DP = 6,1$ anos (variando entre os 30 dias e os 40 anos).

Instrumento

Bem-estar espiritual — Utilizou-se a versão portuguesa do SWBQ (Gouveia et al., 2009) com os 20 itens originais (5 por subescala).

Ao respondente é pedido que indique, relativamente aos últimos 6 meses, em que medida sente que está a desenvolver cada um dos indicadores de BEE. Todos os itens são formulados positivamente (escala 1-5; muito pouco/muitíssimo) e o resultado de cada domínio é obtido pela média das respostas atribuídas aos itens de cada subescala. É também possível obter uma medida global de BEE resultante da média dos diferentes domínios.

Os autores originais apresentam bons resultados de fiabilidade e validade para todas as subescalas, com valores de consistência interna (alpha de Cronbach) para diferentes subamostras variando entre 0,76 e 0,95 (Gomez & Fisher, 2003, 2005b). Os resultados da versão portuguesa deste instrumento (Gouveia et al., 2009), apresentam também bons indicadores de consistência interna global ($\alpha = 0,88$), oscilando as dimensões entre 0,74 (comunitária) e 0,89 (transcendental) e uma boa fiabilidade de constructo para todos os fatores (fiabilidade compósita $> 0,70$). A análise fatorial confirmatória revelou igualmente índices de ajustamento aceitáveis para um modelo de 4 fatores correlacionados. As escalas transcendental e ambiental revelaram-se mais sólidas em termos de validade convergente com a estrutura global do SWBQ (Gouveia et al., 2009).

Procedimento

Após autorização das federações e/ou organizações relevantes, a recolha de dados foi realizada em diferentes contextos de prática das atividades físicas envolvidas no estudo (dojos, áshramas, ginásios etc.) do distrito de Lisboa. A reflexão falada, com uma pequena amostra de praticantes das diferentes modalidades, revelou reatividade à expressão “Deus” ou “Divino” já manifestada no estudo da adaptação. Manteve-se assim a nova instrução acrescentada na versão portuguesa do instrumento: “Se lhe parecer mais adequado, pode substituir a

palavra Deus por Força cósmica, Universo ou outra expressão idêntica, cujo significado seja mais relevante para si”. Os questionários foram distribuídos a quem se disponibilizou para responder e combinada uma data posterior para a recolha, em envelope fechado, realizada no contexto da prática. Dos 353 questionários devolvidos nove foram eliminados por estarem incompletos.

Análise dos dados

Analisaram-se as médias, desvios-padrão, máximos e mínimos, valores de assimetria e achatamento para o conjunto dos itens. O teste à normalidade das dimensões foi realizado através do teste de Kolmogorov-Smirnov (com a Correção de Lilliefors). A consistência interna dos fatores foi avaliada pelo coeficiente alfa de Cronbach onde valores ≥ 0.70 demonstram uma fiabilidade aceitável (Nunnally, 1978).

A validade da estrutura fatorial do SWBQ foi testada com recurso à Análise Fatorial Confirmatória (AFC; Arbuckle, 2005), utilizando o método de Máxima Verosimilhança (MV). Para a análise dos valores de ajustamento do modelo, recorreu-se ao Comparative Fit Index (CFI) e ao Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA). O CFI avalia a adequação do modelo hipotético em comparação com o pior (independente) modelo. Valores próximos de zero indicam que o modelo proposto não significa uma melhoria em relação ao pior modelo (Byrne, 2001). Segundo Bentler & Bonett (1980), índices de ajustamento CFI superiores a 0,90 indicam que a solução extraída é boa e valores de RMSEA inferiores a 0,10 indicam uma solução adequada. Ainda como índice absoluto de qualidade da ajustamento utilizou-se o Goodness of Fit Index (GFI) onde valores $> 0,90$ são considerados muito bons. O teste de χ^2 , que avalia a magnitude da discrepância entre a matriz de covariâncias hipotética e amostrada é considerada uma estimativa conservadora do ajustamento do modelo quando a amostra é grande (Byrne, 2001). Resultados de $\chi^2/df < 5$ são considerados ainda adequados (Marsh & Hocevar, 1985). O refinamento dos modelos foi efetuado com base nos valores dos índices de modificação pelos multiplicadores de Lagrange (ML > 11 , $p < 0,001$ são indicadores de variação significativa da qualidade do modelo).

A fiabilidade de constructo foi avaliada com a fiabilidade compósita (Fornell & Larcker, 1981) e a validade de constructo com a validade fatorial e com a validade convergente (estimada pela variância média extraída – VME). Uma fiabilidade compósita igual ou superior a 0,70 e uma VME igual ou superior a 0,50 são indicadores de constructos fiáveis e válidos (Fornell & Larcker, 1981).

O estudo da invariância dos modelos fatoriais (originais e refinados) nas três atividades físicas (shorinji-kempo, yoga e tai chi) realizou-se através da Análise Multigrupos (AM). Não se comparou a meditação ativa devido à dimensão de amostra ($n = 24$). Primeiro, ajustaram-se os modelos individualmente a cada grupo de exercício. A invariância de cada modelo de medida (1ª ordem – M1 e hierárquico – M2) foi avaliada nos três grupos, por comparação do modelo não-constrito (com pesos fatoriais e variâncias/covariâncias dos fatores livres no M1; e com pesos fatoriais, coeficientes estruturais e variâncias/covariâncias estruturais livres no M2), com um modelo constrito onde foram fixados, nos três grupos, os pesos fatoriais e as variâncias/covariâncias (M1) ou os pesos fatoriais, coeficientes estruturais e variâncias/covariâncias (M2). A significância estatística da diferença dos três modelos (SK versus Y versus TC), em cada um dos modelos estruturais (M1 e M2), foi feita com o teste de Qui-quadrado (Marôco, 2010).

A análise de dados recorreu ao SPSS v.15 e 19 e AMOS v.6.0. e 19.0 (Arbuckle, 2005).

Resultados

Análise descritiva e consistência interna do SWBQ

Na Tabela 1 apresentam-se as médias, desvios-padrão, assimetria e achatamento e ainda correlações dos itens com a escala a que pertencem e os valores de consistência interna dos itens e fatores. Todos os itens foram respondidos utilizando todos os valores possíveis da escala de resposta de 5 pontos, com a exceção dos itens 3 e 17 que não obtiveram a resposta mais baixa. As médias e desvios-padrão, os valores de assimetria e achatamento e os resultados do teste à normalidade das dimensões, demonstraram a não normalidade da maioria dos itens e escalas de BEE nesta amostra. Apenas a escala global de BEE não se desvia significativamente da normalidade, sendo as dimensões transcendental e ambiental as mais próximas dessa forma de distribuição.

Tabela 1

Características psicométricas do SWBQ em praticantes de atividades físicas orientais (AFO)

| Itens/Escalas | Média | DP | Assim. | Achata/to | Correlação item/fator | α escala s/item |
|-------------------------------|-------------|-------------|--------------|--------------|--------------------------|---------------------------|
| Pessoal | 3,80 | 0,62 | -1,66 | 1,71 | | 0,78 |
| 5-identidade pessoal | 3,89 | 0,85 | -3,50 | 0,22 | 0,50 | 0,77 |
| 9-auto-consciência | 3,72 | 0,89 | -0,76 | -2,12 | 0,57 | 0,74 |
| 14-alegria na vida | 3,90 | 0,82 | -2,62 | -1,12 | 0,62 | 0,73 |
| 16-paz interior | 3,63 | 0,84 | -1,58 | -0,33 | 0,58 | 0,74 |
| 18-sentido para vida | 3,86 | 0,84 | -2,61 | -0,71 | 0,55 | 0,75 |
| Comunitária | 3,82 | 0,57 | -2,51 | 2,65 | | 0,79 |
| 1-afecto pelas outras pessoas | 3,89 | 0,78 | -3,92 | 1,12 | 0,62 | 0,73 |
| 3-bondade para c/ outros | 3,77 | 0,73 | -2,32 | -0,05 | 0,61 | 0,73 |
| 8-confiança nos outros | 3,39 | 0,89 | -0,68 | -0,56 | 0,39 | 0,81 |
| 17-respeito pelos outros | 4,20 | 0,68 | -3,33 | -0,61 | 0,59 | 0,74 |
| 19-generosidade para outros | 3,83 | 0,77 | -2,44 | 0,17 | 0,64 | 0,72 |
| Ambiental | 3,67 | 0,74 | -2,14 | -0,31 | | 0,84 |
| 4-ligação com natureza | 3,82 | 0,88 | -2,42 | -1,45 | 0,70 | 0,79 |
| 7-admiração paisagem | 3,79 | 1,04 | -4,48 | -0,77 | 0,58 | 0,82 |
| 10-união com natureza | 3,66 | 0,95 | -2,61 | -0,62 | 0,74 | 0,77 |
| 12-harmonia com ambiente | 3,62 | 0,81 | -1,89 | 0,56 | 0,59 | 0,82 |
| 20-magia na natureza | 3,46 | 1,10 | -2,08 | -2,15 | 0,61 | 0,82 |
| Transcendental | 3,13 | 0,87 | -1,33 | -1,24 | | 0,83 |
| 2-relação com Deus | 2,98 | 1,17 | -0,23 | -0,77 | 0,73 | 0,77 |
| 6-admiração Criação | 3,57 | 1,06 | -3,87 | -0,36 | 0,59 | 0,81 |
| 11-união com Deus | 3,28 | 1,11 | -2,34 | -1,87 | 0,74 | 0,77 |
| 13-paz com Deus | 3,06 | 1,17 | -1,83 | -2,71 | 0,70 | 0,78 |
| 15-vida meditação/oração | 2,76 | 1,12 | -0,19 | -2,84 | 0,42 | 0,86 |

Nota. A negrito estão os valores globais das escalas de bem-estar espiritual.

Os valores apresentados são globalmente favoráveis à consistência interna dos itens (Tabela 1). No entanto, os valores da correlação do item com a escala a que pertence podem aconselhar a reformulação dos itens 8 e 15. A sua eliminação melhora a consistência interna da sua escala. A dimensão pessoal do BEE é a menos consistente ($\alpha = 0,78$). O total de BEE apresenta também, um valor de consistência interna global bastante satisfatório ($\alpha = 0,91$).

A análise das correlações entre as escalas (pela AFC) revelou que se encontram todas significativamente correlacionadas ($p \leq 0,001$), com valores que oscilam entre 0,47 (pessoal e transcendental) e 0,85 (pessoal e comunitário).

Validade fatorial do SWBQ na amostra AFO

Com recurso à AFC, testaram-se os modelos fatoriais de 1ª ordem (quatro fatores correlacionados – M1) e hierárquico que assume o BEE como fator global de 2ª ordem – M2. O cálculo do coeficiente de [Mardia \(1974\)](#) revelou um desvio à normalidade multivariada nos modelos gerados (*kurtosis/critical ratio* = 2,75). O método MV produz, no entanto, estimativas que são relativamente robustas, mesmo em condições de desvio à normalidade ([Marôco, 2010](#)).

A [Tabela 2](#) apresenta os valores de ajustamento dos modelos testados permitindo a comparação com os resultados do estudo de validação da versão portuguesa do SWBQ ([Gouveia et al., 2009](#)).

Tabela 2

Índices de ajustamento da versão portuguesa do SWBQ, nos diferentes modelos estruturais testados na amostra AFO

| Modelos Testados | χ^2 | gl | χ^2/df | CFI | GFI | RMSEA | I.C. LO 90 | I.C. HI 90 |
|-------------------------------------|----------|-----|-------------|------|------|---------------------|---------------|---------------|
| Amostra AFO ($n = 342$) | | | | | | | | |
| Modelos Originais | | | | | | | | |
| M1 – Quatro Fatores Correlacionados | 507,423 | 164 | 3,09 | 0,89 | 0,87 | 0,078 $p = 0,01$ | 0,071 | 0,086 |
| M2 – Hierárquico | 507,847 | 165 | 3,08 | 0,89 | 0,87 | 0,078 $p = 0,00$ | 0,07 | 0,086 |
| Modelos Refinados | | | | | | | | |
| M1R – Quatro Fatores | 240,75 | 110 | 2,19 | 0,95 | 0,93 | 0,059 $p = 0,07$ | 0,049 | 0,069 |
| M2R – Hierárquico | 239,87 | 111 | 2,16 | 0,95 | 0,93 | 0,058 $p = 0,09$ | 0,048 | 0,068 |
| *Amostra Pop Geral M1 ($n = 439$) | 456,84 | 163 | 2,8 | 0,92 | 0,91 | 0,064 | 0,057 | 0,071 |
| M2 | 459,4 | 162 | 2,84 | 0,92 | 0,91 | 0,065 | 0,058 | 0,072 |

Nota: *Apresentam-se para comparação, os índices de ajustamento obtidos no estudo de validação da versão portuguesa numa amostra da população geral ([Gouveia et al., 2009](#)).

Os índices de ajustamento obtidos nos dois modelos originais (M1 e M2) apresentam valores semelhantes entre si ainda aceitáveis mas inferiores aos apresentados na amostra da população geral. Estes modelos apresentam, no entanto, vários erros correlacionados e trajetórias significativas ($IML > 11$) cuja consideração permite melhorar a qualidade dos modelos. Assim, refinaram-se estes dois modelos originais, por etapas sucessivas, eliminando três itens (8-comunitária, 9-pessoal, 15-transcendental) em resultado dos valores dos IML, menor consistência interna, pesos fatoriais e fiabilidade individual desses itens (ver [Tabela 1 e 3](#)).

Quer o modelo de primeira (M1R) como de 2ª ordem (M2R), apresentam bons índices de ajustamento após o refinamento ([Tabela 2](#)). A diferença da qualidade de ajustamento dos modelos refinados face aos originais é altamente significativa, quer para o modelo de 1ª ordem ($\chi^2_{dif} (54) = 266,67$; $p \leq 0,001$) quer para o modelo hierárquico ($\chi^2_{dif} (54) = 267,98$; $p \leq 0,001$). No entanto, os índices de ajustamento do modelo hierárquico

refinado pressupõem covariação entre erros das dimensões ambiental e transcendental, sugeridas pelos índices de modificação. Esta correlação entre dimensões é elevada ($r = 0,70$; $p < 0,001$).

Na **Tabela 3**, apresentam-se os pesos de regressão e a fiabilidade individual dos itens obtidos nas AFC que testaram a adequação dos dados aos vários modelos estruturais (originais e refinados) do SWBQ. Os pesos de saturação são tendencialmente satisfatórios ($> 0,56$) bem como a fiabilidade dos itens ($Fi > 0,35$). Confirma-se a necessidade da reformulação dos itens 8 (0,41 e $Fi = 0,18$) e 15 (0,45 e $Fi = 0,20$).

Tabela 3

Pesos de regressão obtidos nas Análises Fatoriais Confirmatórias aos modelos de 1ª e 2ª ordem, originais (M1 M2) e refinados (M1R e M2R)

| Itens/Escalas | Modelos estruturais | | | |
|-------------------------------|---------------------|-------------------|--------------------|--------------------|
| | M1 | *M1R | M2 | *M2R |
| Amostra AFO (n=342) | Pesos AFC (Fi) | Pesos AFC (Fi) | Pesos AFC (Fi) | Pesos AFC (Fi) |
| Pessoal | | | 0,92 (0,84) | 0,95 (0,89) |
| 5-identidade pessoal | 0,56 (0,33) | 0,56 (0,31) | 0,57 (0,33) | 0,56 (0,31) |
| 9-auto-consciência | 0,64 (0,39) | Excluído | 0,63 (0,39) | Excluído |
| 14-alegria na vida | 0,70 (0,51) | 0,70 (0,48) | 0,71 (0,51) | 0,69 (0,48) |
| 16-paz interior | 0,67 (0,47) | 0,70 (0,45) | 0,69 (0,47) | 0,67 (0,45) |
| 18-sentido para vida | 0,68 (0,43) | 0,68 (0,47) | 0,66 (0,43) | 0,69 (0,47) |
| Comunitária | | | 0,92 (0,85) | 0,91 (0,84) |
| 1-afecto pelas outras pessoas | 0,69 (0,47) | 0,68 (0,47) | 0,69 (0,47) | 0,68 (0,46) |
| 3-bondade para com outros | 0,68 (0,47) | 0,66 (0,44) | 0,68 (0,47) | 0,67 (0,44) |
| 8-confiança nos outros | 0,41 (0,18) | Excluído | 0,42 (0,18) | Excluído |
| 17-respeito pelos outros | 0,72 (0,51) | 0,73 (0,53) | 0,72 (0,51) | 0,73 (0,53) |
| 19-generosidade para outros | 0,80 (0,64) | 0,81 (0,65) | 0,80 (0,64) | 0,81 (0,65) |
| Ambiental | | | 0,76 (0,58) | 0,80 (0,64) |
| 4-ligação com natureza | 0,76 (0,57) | 0,68 (0,47) | 0,76 (0,58) | 0,65 (0,43) |
| 7-admiração paisagem | 0,63 (0,40) | 0,64 (0,40) | 0,63 (0,40) | 0,62 (0,38) |
| 10-união com natureza | 0,85 (0,73) | 0,79 (0,63) | 0,85 (0,73) | 0,80 (0,64) |
| 12-harmonia com ambiente | 0,70 (0,49) | 0,70 (0,52) | 0,70 (0,49) | 0,72 (0,51) |
| 20-magia na natureza | 0,66 (0,44) | 0,68 (0,46) | 0,66 (0,44) | 0,67 (0,45) |
| Transcendental | | | 0,52 (0,28) | 0,52 (0,27) |
| 2-relação com Deus | 0,77 (0,59) | 0,72 (0,52) | 0,77 (0,59) | 0,71 (0,50) |
| 6-admiração Criação | 0,72 (0,52) | 0,74 (0,54) | 0,72 (0,52) | 0,74 (0,55) |
| 11-união com Deus | 0,87 (0,75) | 0,89 (0,79) | 0,87 (0,75) | 0,90 (0,80) |
| 13-paz com Deus | 0,75 (0,56) | 0,72 (0,52) | 0,75 (0,57) | 0,71 (0,50) |
| 15-vida meditação/oração | 0,45 (0,20) | Excluído | 0,45 (0,20) | Excluído |

Nota. Todos os valores são significativos para $p \leq 0,001$; Fi = Fiabilidade do item;

*Modelos refinados de 1ª (M1R) e 2ª ordem (M2R).

A fiabilidade compósita e validade fatorial foram calculadas para os modelos originais (M1 – Modelo 4 fatores correlacionados e M2 – Modelo hierárquico) e refinados (M1A e M2A).

Em todos os quatro modelos (originais e refinados), a fiabilidade de constructo dos quatro fatores de BEE é superior a 0,70, variando entre [0,75 e 0,85] nas diferentes dimensões. O BEE global obteve 0,87 (M2) e 0,86 (M2A) em cada um dos modelos hierárquicos. A fiabilidade de constructo de cada fator revelou-se muito equivalente

entre os diferentes modelos. A variância média extraída para cada um dos mesmos quatro fatores variou entre [0,43 e 0,59] nos 4 modelos, com 0,64 de variância média extraída do fator global de BEE no M2 e 0,65 no M2A. Os valores de VEM obtidos atestam a fraca validade convergente ($< 0,50$) dos fatores pessoal em todos os modelos (0,43), do comunitário (0,45) nos 2 modelos originais (1ª e 2ª ordem) e da dimensão ambiental (0,48) no modelo hierárquico refinado.

Invariância da estrutura fatorial dos Modelos 1ª e 2ª ordem nas modalidades AFO

Testou-se ainda a invariância, em praticantes de shorinji-kempo (SK), yoga (Y) e tai chi (TC), dos dois modelos de medida do SWBQ (1ª e 2ª ordem) nos modelos originais e refinados. Apresentam-se apenas os resultados destes últimos, já que replicam os obtidos com os modelos sem itens eliminados.

Quer o modelo refinado de quatro fatores relacionados (M1A) quer o hierárquico (M2A), apresentam índices aceitáveis de ajustamento individualmente em cada grupo de exercício (SK, Y e TC). No M1A ($\chi^2_{(330)} = 592,85$, $p < 0,001$; $\chi^2/df = 1,80$; CFI = 0,90; GFI = 0,83 e RMSEA = 0,050 $P[rmsea = 0,463]$, I.C. 90% para o RMSEA]0,044 - 0,057[e no Modelo 2 ($\chi^2_{(333)} = 601,17$, $p < 0,001$; $\chi^2/df = 1,81$; CFI = 0,90; GFI = 0,83 e RMSEA = 0,051 $P[rmsea = 0,435]$, I.C. 90% para o RMSEA]0,048-0,059[(ajustamento aceitável para I.C. 90% com valores inferiores a 0,10).

No modelo refinado de quatro fatores, só o modelo constrito com pesos fatoriais fixos nos três grupos, não apresentou um ajustamento significativamente pior do que o modelo com parâmetros livres ($\chi^2_{diff} (26) = 28,02$; $p = 0,358$). No modelo hierárquico, verificou-se invariância do modelo estrutural do SWBQ entre os grupos de exercício, em termos dos pesos fatoriais, coeficientes estruturais e variâncias/covariâncias, quando se considera o modelo com parâmetros livres ($\chi^2_{diff} (34) = 43,75$; $p = 0,122$). Mas o modelo com os coeficientes estruturais fixos já diferiu significativamente do modelo com coeficientes estruturais livres, quando se considerou um modelo com pesos fatoriais invariantes ($\chi^2_{diff} (6) = 15,158$; $p = 0,019$).

Discussão

Este estudo procurou contribuir para a validação da versão portuguesa do SWBQ (Gomez & Fisher, 2003) confirmando a adequação da sua estrutura fatorial também numa amostra de praticantes de atividades físicas de inspiração oriental (AFO; shorinji-kempo, yoga e tai-chi).

O modelo estrutural da versão portuguesa do Questionário de Bem-estar Espiritual (SWBQp) apresenta globalmente qualidades de ajustamento ainda aceitáveis e bons índices de consistência interna, também nesta amostra de praticantes AFO. Estes resultados verificam-se quer para um modelo de quatro fatores correlacionados quer para um modelo hierárquico originalmente propostos (Gomez & Fisher, 2003, 2005a,b). A qualidade do ajustamento dos modelos aos dados foi, no entanto, significativamente melhorada pela eliminação dos itens: “desenvolver a confiança nos outros”, “desenvolver autoconsciência” e “desenvolver uma vida de meditação e/ou oração”. Estes resultados sugerem que a validade da estrutura fatorial da versão portuguesa da escala poderá ganhar com a reformulação linguística destes itens. O estudo de validação da versão portuguesa, numa amostra da população geral, tinha já apontado a fragilidade destes mesmos indicadores (Gouveia et al., 2009). A confirmação deste resultado sugere que estes problemas não resultam da natureza da amostra mas antes da validade desta versão dos itens. De facto, a expressão “autoconsciência” parece remeter mais para o reconhecimento do impacto do comportamento individual na interação com os outros, justificando a variância partilhada deste item com o domínio

comunitário. A sua substituição por “autoconhecimento” poderá diminuir este problema. Também a reformulação do item “confiança nos outros” para “desenvolver relações de confiança com os outros” poderá expressar mais adequadamente o significado original do item. Já a menor consistência do item 15 pode resultar da sua natureza comportamental, o que o diferencia claramente dos restantes indicadores. O funcionamento deste item, assim como as reformulações propostas aos restantes, deverão continuar a ser analisados em estudos futuros.

Apesar dos índices de ajustamento global dos modelos refinados serem mais favoráveis, quer estes quer os modelos originais são bastante equivalentes do ponto de vista da fiabilidade e validade de constructo dos fatores. Os resultados sugerem também que a utilização de um indicador global de BEE tem suporte empírico neste tipo de população AFO, com o conjunto dos itens e fatores a permitirem explicar cerca de 65% da variância deste fator global, quer no modelo original quer no refinado (sem os 3 itens).

Um último objetivo deste trabalho era verificar a estabilidade do modelo de medida do SWBQ em função do tipo de atividade física de inspiração oriental praticada. Os modelos de 1ª e 2ª ordem mostraram-se válidos, individualmente, em cada grupo de exercício mas apenas ficou demonstrado que a estrutura dos pesos fatoriais é idêntica no yoga, tai-chi e shorinji-kempo. Quer as variâncias e covariâncias no modelo 1ª ordem, como os coeficientes estruturais no modelo hierárquico, revelaram-se significativamente diferentes nos três grupos. As diferenças encontradas entre os grupos nos coeficientes estruturais (quando se considera os pesos fatoriais constantes) podem decorrer da relevância específica que cada grupo atribui aos diferentes domínios de bem-estar espiritual na sua definição do conceito. Estes resultados parecem sublinhar o impacto das diferenças culturais e dos valores individuais nestas representações de BEE, como já foi assinalado por vários autores (e.g., [Moberg, 2002, 2008](#)). O reconhecimento destas diferenças subjaz ao desenvolvimento do Spiritual Health and Life Orientation Measure (SHALOM; [Fisher, 2006, 2008](#)). Com os mesmos itens do SWBQ, o SHALOM permite aferir a experiência vivida do indivíduo face à sua representação ideal do conceito, sendo o único instrumento que proporciona uma avaliação autorreferenciada de BEE ([Fisher, 2010b](#)). A adaptação do SHALOM para português é assim, uma sequência natural dos trabalhos de validação do SWBQ em português.

Conclusão

Globalmente, os resultados obtidos permitem confirmar o modelo de BEE proposto por [Gomez e Fisher \(2003\)](#). Sugere-se no entanto, que a reformulação linguística de pelo menos dois indicadores poderá contribuir para maior validade da estrutura fatorial da versão portuguesa do SWBQp. A tarefa de validação de uma medida é um processo contínuo. Para além da análise da estabilidade temporal do SWBQp, estudos da sua validade convergente e discriminante face a outras medidas de BEE (e.g., Spiritual Well-being Scale; [Ellison, 1983](#)) ou de validade incrementada face a outras variáveis (e.g. personalidade) na determinação de indicadores de saúde e bem-estar, constituem linhas futuras de investigação para o reforço da validade deste instrumento.

Referências

- Arbuckle, J. (2005). *Amos 6.0 user's guide*. Chicago, IL: SPSS, Inc.
- Bentler, P. M., & Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88, 588-606. doi:10.1037/0033-2909.88.3.588

- Byrne, B. M. (2001). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Castro, A. F. (1997). *A técnica do Tai-chi: A via da saúde*. Lisboa: Editorial Estampa.
- Ellison, C. W. (1983). Spiritual well-being: Conceptualization and measurement. *Journal of Psychology and Theology*, 11(4), 330-340.
- Fisher, J. W. (1999). Helps to fostering students' spiritual health. *International Journal of Children's Spirituality*, 4(1), 29-49. doi:[10.1080/1364436990040104](https://doi.org/10.1080/1364436990040104)
- Fisher, J. W. (2006). Using secondary students' views about influences on their spiritual well-being to inform pastoral care. *International Journal of Children's Spirituality*, 11(3), 347-356. doi:[10.1080/13644360601014098](https://doi.org/10.1080/13644360601014098)
- Fisher, J. W. (2008). Impacting teachers' and students' spiritual well-being. *Journal of Beliefs & Values*, 29(3), 253-261. doi:[10.1080/13617670802465789](https://doi.org/10.1080/13617670802465789)
- Fisher, J. W. (2010a). *Spiritual health: Its nature, and place in the school*. Melbourne, Victoria: Melbourne University Custom Book Centre.
- Fisher, J. W. (2010b). *Reaching the heart: Assessing and nurturing spiritual well-being via education*. Melbourne, Victoria: Melbourne University Custom Book Centre.
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *JMR, Journal of Marketing Research*, 18, 39-50. doi:[10.2307/3151312](https://doi.org/10.2307/3151312)
- Gomez, R., & Fisher, J. W. (2003). Domains of spiritual well-being and development and validation of the spiritual well-being questionnaire. *Personality and Individual Differences*, 35, 1975-1991. doi:[10.1016/S0191-8869\(03\)00045-X](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(03)00045-X)
- Gomez, R., & Fisher, J. W. (2005 a). Item response theory analysis of the spiritual well-being questionnaire. *Personality and Individual Differences*, 38, 1107-1121. doi:[10.1016/j.paid.2004.07.009](https://doi.org/10.1016/j.paid.2004.07.009)
- Gomez, R., & Fisher, J. W. (2005 b). The spiritual well-being questionnaire: Testing for model applicability, measurement and structural equivalencies, and latent mean differences across gender. *Personality and Individual Differences*, 39, 1383-1393. doi:[10.1016/j.paid.2005.03.023](https://doi.org/10.1016/j.paid.2005.03.023)
- Gouveia, M. J., Marques, M., & Pais-Ribeiro, J. L. (2009). Versão portuguesa do questionário de Bem-estar Espiritual (SWBQ): Análise confirmatória da sua estrutura factorial. *Psicologia, Saúde & Doenças*, 10(2), 285-293.
- Gouveia, M. J., Pais-Ribeiro, J. L., & Marques, M. (2008). Adaptação Portuguesa do Questionário de Bem-estar Espiritual: Resultados psicométricos preliminares. In I. Leal, J. Pais-Ribeiro (Eds.), *Actas do 7º Congresso Nacional de Psicologia da Saúde* (pp. 423-427). Lisboa: Ispa edições.
- Mardia, K. V. (1974). Applications of some measures of multivariate skewness and kurtosis in testing normality and robustness studies. *Sankhya Series B*, 36, 115-128.
- Marôco, J. (2010). *Análise de equações estruturais: Fundamentos teóricos, software & aplicações*. Pêro Pinheiro: ReportNumber.
- Marsh, H. W., & Hocevar, D. (1985). Application of confirmatory factor analysis to the study of self-concept: First- and higher order factor models and their invariance across groups. *Psychological Bulletin*, 97, 562-582. doi:[10.1037/0033-2909.97.3.562](https://doi.org/10.1037/0033-2909.97.3.562)

- Moberg, D. O. (2002). Assessing and measuring spirituality: Confronting dilemmas of universal and particular evaluative criteria. *Journal of Adult Development*, 9(1), 47-60. doi:[10.1023/A:1013877201375](https://doi.org/10.1023/A:1013877201375)
- Moberg, D. O. (2008). Spirituality and aging: Research and implications. *Journal of Religion, Spirituality and Aging*, 20, 95-134. doi:[10.1080/15528030801922038](https://doi.org/10.1080/15528030801922038)
- National Interfaith Coalition on Aging (NICA). (1975). *Spiritual well-being: A definition*. Athens, Georgia: Author. Retrieved from <http://www.marquette.edu/library/archives/Mss/NICA/NICA-series7.shtml>
- Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric theory* (2nd ed.). New York: McGraw-Hill.
- Tardan-Masquelier, Y. (2005). *L'esprit du yoga*. Paris: Albin Michel.